

基于生存分析法的失业持续期影响因素研究^{*}

吴晓琪

(厦门大学经济学院, 福建厦门 361005)

摘要: 本文采用厦门市失业者抽样调查数据, 应用 Cox 比例风险回归模型, 试图分析经济特区中影响失业者失业持续期的因素。分析发现: 性别、搜寻工作途径、对新工作的要求、保留工资数、失业后的收入等因素对失业持续期影响都不显著; 影响失业持续期的因素主要是与失业者自身素质有关的六个因素, 其影响程度从大到小依次为: “失去前工作的原因”、“前工作中是否接受过培训”、“文化程度”、“在各部门登记以便获得工作信息的次数”、“工作经验”、“年龄”。

关键词: 失业持续期; Cox 比例风险回归模型; 生存时间

中图分类号: C913.2

文献标志码: A

长期以来, 受计划经济体制的影响, 我国劳动者形成了工作终身制的观念。但近年来, 随着市场经济的发展, 经济体制的改革和产业结构的调整, 失业成为社会广泛关注的问题之一。2008 年 1 月 1 日起《就业服务与就业管理规定》正式实施, 其不仅进一步加强对就业者的保护, 而且规范了公共就业服务工作的权责, 表现出我国政府对扩大就业、治理失业的高度重视。然而政策的贯彻只有切合实际才能真正有效, 究竟是何原因导致我国失业者一旦失业, 就很可能沦为长期失业者? 本文针对我国失业者的失业持续期较长这一问题进行分析, 研究失业持续期的影响因素及各因素的影响程度。

国内外学者广泛地将 Cox 比例风险模型应用于临床医学等领域, 用来分析患者的生存时间与各种相关因素之间的关系。但从七十年代末期开始, 研究者逐渐将生存分析方法应用于经济领域, 实证研究主要集中在失业和罢工问题上。例如 Alan 和 Mark (1993) 使用对数线性模型来分析罢工规模对持续期的影响程度^{[1][32]}; Eckhard 研究社会经济变量对于个体失业期的影响情况, 重点分析了失业福利、工资、人力资本等统计因素对失业持续期的影响^{[2][34]}; Olga Kupets 对 1998—2002 年乌克兰的纵向跟踪调查数据, 应用 Cox 比例风险度模型分析认为: 个人的年龄、婚姻状态、文化水平、失业后的收入等与失业持续期的长短有很大关系^{[3][28]}。

国内学者对失业持续期的研究很少, 应用 Cox 比例风险模型研究失业问题的更少。少量的研究例如杜凤莲应用 Kaplan-Meier 生存函数研究我国城镇人口失业持续时间的性别差异, 认为在各种失业持续时间水平上, 男性的再就业概率一直高于女性, 女性的工作经验并没有像男性一样获得回报, 性别间再就业后收入差距进一步扩大, 从而女性接受工作的概率下降^[4]; 马骏等应用 Log-Logistic survivor 模型对影响下岗职工的失业持续时间的因素进行了回归分析, 在其他变量一定的条件下, 下岗职工的年龄越大, 教育水平越低, 失业的持续时间越长, 实现再就业的机会越少, 而拥有的工作经验会缩短下岗职工的失业持续时间^{[5][19-20]}。

本文选择我国经济特区之一——厦门市, 通过实际调查获得数据, 应用 Cox 比例风险模型分析经济特区中影响失业者失业持续期的因素及各种因素对失业持续期的影响力的大小。近年来, 厦门市劳动力市场正在逐步完善, 就业形势总体较好, 2006 年厦门市的城镇登记失业率为 3.74%。而据预计, 由

^{*} 基金项目: 福建省社会科学规划项目(2007B2039)

于厦门市眼下正在推进新一轮跨越式发展,几大工业区蓬勃发展,对用人的需求量很大,因此待就业人口有望得到较好的吸纳。因此,探讨缩短失业持续期的政策,不仅具有理论价值,更是具有重要的现实意义。

一、数据说明与处理

本文的数据搜集采用问卷调查的方式,选择厦门市思明区的十二个社区,进行随机抽样调查,选择其中有工作能力(男性年龄 60 岁以下,女性 50 岁以下)并有工作意愿的失业者^①进行问卷调查。发放问卷 600 份,回收 578 份,回收率较高,主要原因是调查过程中,由课题组人员全程跟踪,对问卷进行解释并及时与失业者沟通,确保了调查质量及问卷的完成程度。

(一)数据说明

剔除数据有缺失的样本,剩余合格样本 565 个。样本中男性和女性各占总数的 50%。失业者的平均年龄为 41.5,有 33.6%的失业者是高中/中专/技校的文化水平,35.8%的失业者的文化水平为初中。具体见下表。

表 1 厦门地区失业者的年龄与文化程度的交叉分析表

按年龄分组	文化程度				所占比例
	小学及以下	初中	高中/中专/技校	大专/本科及以上	
23—30	0.004	0.012	0.044	0.064	0.124
31—35	0.004	0.005	0.03	0.044	0.083
36—40	0.011	0.037	0.062	0.032	0.142
41—45	0.019	0.096	0.088	0.041	0.244
46—50	0.035	0.097	0.068	0.014	0.214
50—60	0.025	0.11	0.044	0.014	0.193
所占比例	0.098	0.357	0.336	0.209	1

通过对失业者基本资料的分析可以看出,年龄在 40—50 岁之间的失业者占 45.8%,而失业者中高中/中专/技校及以上文化水平的失业者占一半以上,达 54.5%,但总体来说,以初中文化程度的失业者居多。其中 35 岁以下的失业者的文化程度 90%以上都在小学以上,大专/本科及以上文化程度的占一半左右,说明我国的义务教育达到一定成效。其次,失业者普遍具有一定文化基础和工作经验,虽然失业者的平均年龄较高,但一般都还有十余年的工作能力,因此找出影响失业者再就业行为的因素,进而激励失业者积极再就业是可行的,也是必要的。

(二)数据整理与分析

为便于分析,我们首先将收集到的失业者数据分为两种,一种是在调查时刻已经成功再就业的失业者,这种样本数据称之为完全数据,占样本总量的 39.6%,还有一种就是直到调查的时刻为止,还处于失业状态的失业者,这种样本数据称之为截尾数据,占样本总量的 60.4%,这种样本的失业持续期是右截断的,因为失业还在持续,所以对这部分样本的失业持续期的计算会低于实际值,但这些数据同样是有意义的,它提示该失业者至少在已经观察的时间长度内没有成功再就业,可见在失业后能成功再就业的失业者的比例是比较低的。

再次对数据进行筛选,剔除有缺失数据的 3.1%的样本、失业持续期超过 12 年的 5.7%的较特殊的样本,样本数变为 527 个。样本总体的失业持续期为 3.017 年,其中男性样本的失业持续期平均值为 3.01 年,女性样本的失业持续期平均值为 3.024,说明男性、女性失业者的失业持续期相差并不大。其中,失业持续期为一年或低于一年的失业者占 26.3%,失业持续期小于等于两年的失业者占样本的 49.7%。可见,厦门市失业者的失业持续期比较短。本次课题组的调查数据与国家统计局 2003 年的专项调查数

据^②相差较大,但与马骏等人独自收集到的有关北京市下岗职工的样本数据值相近^③,说明失业持续期存在地区差异,我们认为本课题组获得的数据是比较可信的,基本符合我国失业者的基本状况。

二、研究方法 with 结论

(一)模型设计

生存分析的主要目的在于研究协变量 X 与观察结果即生存函数之间的关系,但由于生存分析的数据中包含有截尾数据,用一般的回归分析来研究协变量对生存函数 $S(t, X)$ 影响是不适用的, Cox 模型不直接考察 $S(t, X)$ 与协变量的关系,而是用风险函数 $h(t, X)$ 作为因变量,令 $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi}$ 代表 p 个可能的协变量(解释变量), Cox 比例风险模型的主要目的是辨认第 i 个生存时间 t_i 或者 t_i 的函数 $f(t_i)$ 与 $(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi})$ 关系。

本分析将生存时间定义为失业者的失业持续的时间。设有 n 名失业者($i=1, 2, k, n$), 第 i 名失业者的生存时间(将失业开始视为生存时间的开始,成功再就业为生存时间的结束)为 t_i ,同时该失业者具有一组个性变量 $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi}$,传统 Cox 比例风险模型中的死亡风险度,在本研究中为“失业死亡”,即再就业可能性,则模型为:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + L + \beta_p X_p)$$

令 $g(X) = \frac{h(t, X)}{h_0(t)} = \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + L + \beta_p X_p)$, 其中 $g(X)$ 是 X 的函数,称为相对风险度,并且不随时间 t 的改变而改变。

如 x_1 改变 1 个单位,即 $x_1 = \alpha$ 改变到 $g(X)$ 时,

$$\text{风险比(risk ratio)} = RR_1 = \frac{\text{Risk}_2}{\text{Risk}_1} = \frac{\exp[\beta_1(\alpha + 1) + \beta_2 X_2 + L + \beta_p X_p]}{\exp[\beta_1 \alpha + \beta_2 X_2 + L + \beta_p X_p]} = \exp(\beta_1)$$

故本文中,回归系数 β_j 反映了其他自变量固定不变的情况下, X_j 改变 1 个单位所引起的再就业的可能性是未改变时的 $\exp(\beta_j)$ 倍。Cox 提出使用极大似然法来估计 β 的值,对于生存时间不连续的情形,可以通过逻辑斯蒂变换将函数表达式推广到离散情形。该模型的突出优点就是对 $h_0(t)$ 的分布没有任何限制,这在很大程度上能够避免异方差问题。

(二)变量设计

下面,我们首先考察失业持续期的可能影响因素,即模型中的协变量可能有哪些。

第一,劳动者的个人特征,这些个人特征包括性别、工作经验、教育程度、健康状况、婚姻状态等。第二,工作搜寻途径及搜寻行为,搜寻途径包括依靠政府及有关部门、劳动力市场、亲戚朋友等社会网络、自己直接搜寻工作机会、参加面试等。第三,失业之前工作的背景。包括来自哪种类型的单位,从事哪种类型的工作,是否有参加过原工作单位提供的培训,失去前工作的原因等。这些因素会导致失业者再就业时的心态以及雇主对寻求被雇用的失业者的评价等,从而间接影响失业者的失业持续期。第四,对再就业的期望。例如失业者的保留工资是多少,对新工作的要求、对社会地位的要求等,简单地看,如果这些要求比较高,可能会延长失业者的失业持续时间,但这些因素对失业持续期的影响是复杂的。第五,当地公共就业服务质量,这里主要指有关部门提供的免费再就业培训、职业介绍和及时提供劳动力市场供求信息等,目的是使失业者掌握更多的职业技能,从而促使其再就业。第六,失业后的境况。包括失业后的收入,失业后人际关系是否有变化。

我们将以上因素中能作为考察的变量都列为待定协变量,表 2 是对选入模型的因变量和自变量的定义。

(三)模型检验及输出结果

应用 SPSS12.0 统计软件,将以上变量作为自变量,应用前向逐步法(条件似然比)建立 Cox 比例风险模型,得输出结果如表 3。

表2 变量定义

变量名称 x_i	变量定义与分类
失业持续期	受访者再就业时的年龄减去最近这次失业时的年龄,为完全数据;若失业者仍处于失业,则为受访者接受调查时的年龄减去其失业时的年龄,为右截断数据,变量单位为年
性别	若受访者为男性,则变量为1,若为女性,则为0
年龄	为受访者的年龄,单位:年
工作经验	用工龄来表示,即为受访者参加工作的年数的累计加总,单位:年
文化程度	若受采访者为小学及以下水平,则变量为1;初中文化水平,变量值为2;高中、中专、技校水平,则变量值为3;若为大专、本科及以上,则变量值为4
身体状况	若受访者的身体状况为非常健康,则变量值为1;若为一般,则变量值为2;若为常年患病,很难从事一般意义上的工作,则变量值为3
婚姻状况	若已婚,则变量为1;未婚,则变量为2;离异,则变量为3;丧偶,则为4
家庭中需要抚养的人口数	为受访者的家庭中,没有收入来源的人口数,变量单位:人
家里是否有其它人失业	若除受访者家庭中有失业的,则变量值为1;否则为0
对新工作的要求	受访者对工资、工作的环境、社会地位等的重要程度进行评分,然后将得分加总,所以是数值变量
是否有参加前单位提供的培训	若有参加,则变量值为1;否则,为0
所能接受的最低工资数	受访者的保留工资的估计,变量单位:元
失去前工作的原因	若受访者选择主动辞职,则变量值为1;单位出现倒闭或裁员等问题,则变量值为2;若原单位工资水平过低,甚至低于劳动者的保留工作,造成失业者被动辞职,则变量值为3
失业前工作单位性质	若受访者的前工作单位为国有或集体企业,则变量值为1,否则为0
失业后的收入	包括失业时的一次性买断费用、失业保险金、最低生活保障金、零星打工的收入等,变量单位:元
是否有参加再就业服务部门提供的免费再就业培训	若有参加,则变量值为1;否则,为0

为方便受访者回答,表中文化程度、身体状况、婚姻状况、原工作单位的性质、家里是否有其它人失业、失去前工作的原因、是否接受过原单位提供的培训、失业后是否参加过免费再就业培训这些变量,在问卷中设计为定性变量,所以作为虚拟变量引入模型中,例如,表3中对于文化程度对失业持续期影响的分析中,将文化程度为小学及以下文化水平视为基础类型,在表3“文化程度”这一变量后面用括号标示出,其它文化程度视为比较类型,具体地说,其它文化水平的回归系数说明的是其与基础类型相比的差异程度。

(四) 回归系数的解释

模型中通过检验的变量有六个,分别为“文化程度”、“年龄”、“工作经验”、“失去前工作的原因”、“前工作中是否接受过培训”、“在各部门登记以便获得工作信息的次数”。下面,我们对各变量的系数进行解释。

1. 文化程度

β_{12} 、 β_{13} 、 β_{14} 为负,说明文化程度为小学或以下水平、初中、高中/中专/技校水平的失业者,与文化水平为大专、本科及以上的失业者相比,再就业可能性比较低,失业维持的时间将更长。与对照组相

表 3 通过系数检验的变量

变量名称	系数 β	Wald值	自由度	Sig.	exp(β)
文化程度(大专、本科及以上 X_{11})		18.150	3	0.000	
小学及以下 X_{12}	-0.991 (β_{12})	11.501	1	0.001	0.371
初中文化水平 X_{13}	-0.823 (β_{13})	13.737	1	0.000	0.439
高中、中专、技校水平 X_{14}	-0.357 (β_{14})	3.228	1	0.072	0.700
年龄 X_2	-0.021 (β_2)	9.861	1	0.002	0.979
工作经验 X_3	0.045 (β_3)	19.464	1	0.000	1.046
失去失业前工作的原因 X_4 (被动辞职)		10.392	2	0.006	
主动辞职 X_{41}	0.892 (β_{41})	7.003	1	0.008	2.440
单位出现倒闭或裁员等问题 X_{42}	0.054 (β_{42})	0.040	1	0.841	1.056
前工作中是否有接受过培训 X_5	0.412 (β_5)	4.579	1	0.032	1.510
在各部门登记失业以便获得工作信息的次数 X_6	0.192 (β_6)	4.714	1	0.030	1.212

比,这三种文化程度的失业者的再就业可能性分别降低了 0.629(1- 0.371)、0.561(1- 0.439)、0.3(1- 0.7)倍,再就业可能性的排名是依学历高低而顺次提高的,说明在沿海发达城市,教育资本投资取得了较好的回报,受教育程度越高的人,越容易获得再就业的可能性。

2. 年龄

β_2 为负值,说明这一变量是保护因素,即保护失业者失业状态的因素,exp(- 0.021)=0.979,说明失业者的年龄每增加一岁,失业者的再就业的可能性就降低 0.021 倍。通过前面的基本数据分析我们知道,失业者的年龄偏大,这一客观因素严重地阻碍了失业者的再就业,年龄在失业者的再就业过程中始终扮演着阻碍的角色,稍年轻的劳动力在再就业过程中占据优势。

3. 工作经验

β_3 为正,说明其是危险因素,即导致失业持续期终止的因素,丰富的工作经验可以提高失业者再就业的可能性。工作经验每增加一年,失业者的再就业可能性将会提高 4.6%,丰富的工作经验可以提高失业者再就业的可能性。当然工作经验的累积可能同时伴随着年龄的增加,但如果年龄和工龄同时增加 1 年的话,失业者的再就业可能性还是提高的,说明相对于年龄来说,丰富的工作经验更重要。

4. 失去前工作的原因

β_{41} 、 β_{42} 均大于零,说明与“由于单位倒闭或裁员等问题造成的失业者”相比,主动辞职或者被动辞职的失业者的再就业可能性较高。可以看出,无论是主动辞职,还是被动辞职,失业都是可以预见的,或是权衡考虑后的选择。正是由于事先作好了心理准备,或是对再就业比较有信心,因而这部分失业者再就业可能性较高。尤其表现在主动辞职的失业者,其再就业可能性提高了 144%(exp(β_{41})- 1),是所有变量中对失业持续期影响最大的因素。

5. 前工作中是否有接受过培训

β_5 的值大于零,就是说失业者在之前的工作中如果有接受过培训,则其再就业可能性会提高 51%。通过进一步分析,我们发现失业者所接受的前单位提供的培训多为技能培训、电脑培训、销售培训,说明这些原单位提供的人力资本投资,在劳动者身上体现出了价值,能使接受过培训的失业者在再就业的过程中占据一定优势,会缩短失业者的失业持续期。

6. 在各部门登记失业以便获得工作信息的次数

β_6 大于零,说明登记失业的次数是危险因素,失业者每多在一个部门登记失业以期获得工作机会,

其再就业的可能性就会提高 21.2%,说明我国的再就业服务取得了一些成效,有助于失业者的再就业。

没有出现在上表中的变量,是在逐步回归过程中没有通过检验而最终被剔除的变量,例如,我们之前分析的可能影响失业持续期的因素中,性别、再就业时对新工作的要求、受访者的保留工资数、失业后的收入等因素对失业持续期的都是不显著的,以上结论与很多学者的研究成果不同。究其原因,可能是由于在经济特区中女性失业者在竞争激烈的劳动力市场中已经意识到自己身处弱势,十分珍惜工作机会,会接受一些报酬相对较低、环境相对较差的工作,以便在工作中积累经验和资本,所以性别并没有使女性失业者拥有更长的失业持续期。厦门市从 2006 年 8 月起,将岛内(即思明区、湖里区)企业最低工资上调为每人每月 650 元,事实上最低工资是个价格信号,失业者据此调整自己的保留工资,根据调查数据测算出失业者的保留工资平均值为 713 元,这基本是在当地企业可以接受的范围内,所以保留工资不会对失业者再就业造成阻碍作用。失业者对新工作的要求并没有显著地影响失业持续期的长短,导致这种情况的解释可能有两种,一是失业者面临的工作机会很少,所以对工作岗位的要求只是潜在的影响失业持续期的长短,并没有实际的影响到失业持续期的长短;二是面临当前的再就业形势,失业者已经调整了自己的心态,将对工作机会的要求降低到了最基本的要求,这种要求与国家法定的工资水平、工作条件等基本一致。失业后的收入也没有影响失业者的失业持续期,说明在厦门经济特区失业保险金并没有对再就业积极性产生消极的影响。

三、结论与启示

综上,我们可以将厦门市失业者失业持续期的影响因素的力度进行排名,依次为“失去前工作的原因”、“前工作中是否接受过培训”、“文化程度”、“在各部门登记以便获得工作信息的次数”、“工作经验”和“年龄”。“失去前工作的原因”是影响失业持续期的最主要因素,“主动辞职”的失业者早就有参与市场竞争的心理准备,因此其再就业可能性明显高于其它的失业者。“前工作中的培训”会提高失业者再就业的可能性,意味着工作中的培训增强了人们就业的竞争能力。“文化程度”的提高、“在各部门登记以便获得工作信息的次数”的增多、“工作经验”的积累等因素,都会增加失业者再就业的可能性;“年龄”的增加会降低失业者再就业的可能性;但是如果年龄和工龄同时增加的话,失业者的再就业可能性会随之提高,表明丰富的工作经验在失业者再就业过程中很重要。

我们进一步观察可以发现,影响失业持续期中的很多因素都与公共就业服务质量有关,还有一些是可以通过完善公共就业服务而改变的。例如失业者的文化水平可以通过参加普及文化班而提高;可以增加免费提供工作信息的服务,使得失业者“在各部门登记以便获得工作信息的次数”增加;通过公共就业服务所提供的职业培训,增加失业者就业的可能性等等。在某种意义上说,失业者的人力资本状况与公共就业服务质量是影响失业持续期的关键因素。因此,值此大力贯彻实施《就业服务和就业管理规定》之际,各级劳动保障行政部门在规范和统筹发展公共就业服务工作时,应注重加大培训的投入和效率、完善公共就业服务体系、提高公共就业服务的质量,进而达到促进劳动力资源的有效配置,缩短失业者失业持续期的功效。

①我们的目的是研究失业者失业持续时间的影响因素,为研究的方便先不考虑没有再就业意愿的失业者。

②杜凤莲、刘文忻在其《失业救济金与中国城镇人口失业持续时间》一文中通过计算得出,失业者的平均失业持续时间长 7 个半月。

③在北京,半数以上的下岗者处于下岗状态的时间在 18 个月到两年之间。

参考文献:

- [1] Alan Harrison, Mark Stewart. Strike Duration and Strike Size [J]. Canadian Journal of Economics, 1993, (4): 832-849.
- [2] Eckhard Wurzel. An econometric analysis of individual unemployment duration in West Germany [M]. A Springer-Verlag Company, 1993: 134-139.

(下转第 67 页)

外一体化的势态。如随着经济全球化和金融服务国际化的不断发展,越来越多的洗钱犯罪具有跨境、跨国性质。另外贩毒、走私等非法活动也都呈现出国际化作案的特点。这些黑色经济活动与在一国内部进行相比,在国际范围内操作更便于隐瞒和掩饰犯罪所得,法律控制的难度更大。因而,中印两国应在跨国贩毒、洗钱、走私等方面积极参与国际合作,冻结地下经济的国外账户,端掉其国外生产窝点,坚决严厉打击国内外一体化的地下经济活动。

- (1) 蔡智广.市场经济中的暗流:黑色经济.甘肃社会科学.1997年第5期,第24页.
- (2) 何清涟.现代化的陷阱——当代中国的经济社会问题.今日中国出版社.1998年版,第206页.
- (3) 许昌东.关于建立非法经济核算的几个问题.当代经济科学.1994年第2期,第70页.
- (4) 黄苇町.中国的隐形经济.中国商业出版社.1996年版,第6页.
- (5) 权衡.印度的黑色经济加剧贫富差距.东方早报.2006年10月17日.
- (6) 李玉平.非法经济:对国际经济和社会安全的巨大威胁.世界经济与政治.2003年第8期,第58-63页.
- (7) 张天蔚.必须防止“经济之癌”的扩散.人民网 <http://www.people.com.cn/GB/guandian/26/20030128/915736.html>.
- (8) 江雪莲.关于我国的权力寻租与黑色经济腐败现象的思考.河北师范大学学报(哲学社会科学版).2002年第5期,第13页.
- (9) 范晶晶.印度腐败猛于虎 而反腐机构却像无牙之虎.新华网 http://news.xinhuanet.com/world/2005-08/10/content_3333660.htm.
- (10) 胡鞍钢.《腐败造成了多少经济损失》,《中国改革》,2002年第5期,第36-37页.
- (11) 张红地.狙击3万亿黑钱.21世纪经济报道.2006年2月20日.
- (12) 姚国会.“黑色经济”病困扰印度.新经济.2007年第11期,第60~61页.
- (13) 姚国会.“黑色经济”病困扰印度.新经济.2007年第11期,第60~61页.
- (14) 马晶.印度“圈地”.新京报.2007年11月4日.
- (15) 税收流失率为税收流失额与应收税收的比值.
- (16) 孙健、朱建武.地下经济与收入不公的相关分析.经济纵横.2001年第11期,第16~19页.

参考文献:

- [1] 胡鞍钢.腐败造成了多少经济损失.中国改革.2002年第5期.
- [2] 李海涛.我国地下经济核算及变化趋势.统计与决策.2007年第7期.
- [3] 田志文.论黑色经济对我国的危害.特区经济.2007年第5期.
- [4] 杨昌军.黑色经济治理的结构破缺.湖北社会科学.2006年第10期.
- [5] 刘洪、程庆生.非正规经济的国际比较及对我国的借鉴.统计研究.2004年第7期.
- [6] 刘洪、夏帆.我国非正规经济规模的定量估测——现金比率法的修正及实证分析.统计研究.2003年第10期.

(上接第118页)

- [3] Olga Kupets. Determinants of unemployment duration in Ukraine[J]. Journal of Comparative Economics, 2006, (34): 228-247
- [4] 杜凤莲、董晓媛.中国城镇人口失业持续时间的性别差异[J].世界经济文汇, 2006, (2): 1-10.
- [5] 马骏、今村弘子、赵国庆.北京市下岗职工的再就业分析[J]. 经济学(季刊), 2004, (3): 657-678.
- [6] 杜凤莲、刘文忻.失业救济金与中国城镇人口失业持续时间[J].经济科学, 2005, (4): 18-28.
- [7] 时立荣.东北老工业城市社会保障缺失与再就业问题[J].社会科学战线, 1999, (4): 217-222.
- [8] 曾清林.再就业行为及其心理问题初探[J].南昌大学学报(人文社会科学版), 2000, (2): 30-33.
- [9] 张丽民、甄大、田丽梅.吉林省劳动力就业面临的难点与对策[J].经济视角, 1999, (5): 40.
- [10] 魏立萍.不同教育程度失业者再就业差异的比较分析——运用生存模型对厦门市失业者的经验研究[J].教育与经济, 2007, (2): 21-25.

(责任编辑 吴晓妹)